

Thais Cláudia Roma de Oliveira^I

Maria do Rosário Dias de
Oliveira Latorre^{II}

Tendências da internação e da mortalidade infantil por diarreia: Brasil, 1995 a 2005

Trends in hospital admission and infant mortality from diarrhea: Brazil, 1995-2005

RESUMO

OBJETIVO: Analisar a tendência das internações e da mortalidade por diarreia em crianças menores de um ano.

MÉTODOS: Foi realizado um estudo ecológico de séries temporais entre 1995 e 2005, para o Brasil e para as capitais dos estados. Foram utilizados dados secundários do Ministério da Saúde, obtidos do Sistema de Informação Hospitalar e do Sistema de Informação sobre Mortalidade. Durante o período de estudo foram registradas 1.505.800 internações e 39.421 mortes por diarreia de crianças menores de um ano de idade. Para as análises das tendências da taxa de internação e de mortalidade foram utilizados modelos de regressão polinomial.

RESULTADOS: Houve redução tanto nas internações por diarreia quanto na mortalidade infantil por diarreia no País e em 13 capitais. Oito capitais tiveram queda somente na mortalidade por diarreia, enquanto três apresentaram decréscimo somente nas taxas de internação por diarreia. Na análise conjunta dos indicadores de diarreia e dos indicadores gerais, observou-se que houve decréscimo em todas as séries históricas somente no Brasil e em quatro capitais.

CONCLUSÕES: A redução nas taxas de internações e mortalidade por diarreia observada pelas séries temporais podem ser resultado das medidas de prevenção e controle empregadas.

DESCRIPTORIOS: Diarreia Infantil, mortalidade. Hospitalização. Mortalidade Infantil, tendências. Estudos de Séries Temporais.

^I Programa de Pós-graduação em Saúde Pública. Faculdade de Saúde Pública (FSP). Universidade de São Paulo (USP). São Paulo, SP, Brasil

^{II} Departamento de Epidemiologia. FSP-USP. São Paulo, SP, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Thais Cláudia Roma de Oliveira
Av. Dr. Arnaldo 715
Cerqueira César
01246-904 São Paulo, SP, Brasil
E-mail: thaisroma@usp.br

Recebido: 1/12/2008
Revisado: 9/6/2009
Aprovado: 7/7/2009

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze trends in hospitalization and mortality rates for diarrhea in children less than one year old.

METHODS: An ecological time-series study, between 1995 and 2005, was performed for Brazil as a whole and for the state capitals. Secondary data from the Ministry of Health was utilized, obtained from the Hospital Information System and from the Mortality Information System. During the study period, 1,505,800 hospitalizations and 39,421 deaths from diarrhea were registered among children under one year. Polynomial regression models were used to analyze the trends in hospitalization and mortality rates.

RESULTS: There were reductions in hospitalizations and in infant deaths from diarrhea in the country and in 13 capitals. Eight capitals experienced reductions only in mortality from diarrhea, whereas three showed decreases only in hospitalization rates from diarrhea. In the combined analysis of diarrhea indicators and of general indicators, reductions in all the historical series were observed only in Brazil as a whole and in four capitals.

CONCLUSIONS: The reduction in hospitalization and mortality rates from diarrhea observed through the time-series could be the result of prevention and control measures implemented.

DESCRIPTORS: Diarrhea, Infantile, mortality. Hospitalization. Infant Mortality, trends. Time Series Studies.

INTRODUÇÃO

A diarreia, manifestação comum de doenças infecciosas intestinais, ainda é uma das principais causas de morbimortalidade em crianças menores de cinco anos de idade em países em desenvolvimento, em especial, entre os menores de um ano. Isso porque envolve, de forma direta ou indireta, um complexo de fatores de ordem ambiental, nutricional e socioeconômico-cultural.¹⁰

Análises globais da tendência da diarreia infantil desde os anos 1980 indicam declínio na mortalidade, mas não na incidência da doença.^{3,10,18} Apesar dos esforços para sua redução, as diarreias continuam sendo um grave problema de saúde pública nos países com desigualdades na distribuição de riquezas.⁶ Disparidades nas taxas globais de morbimortalidade entre regiões, estratos e classes sociais têm sido observadas em praticamente todos os países do mundo, desenvolvidos ou não.¹

No Brasil, a queda da mortalidade por diarreia aconteceu na segunda metade do século XX. Políticas de saneamento básico implantadas no País a partir 1970 tiveram grande impacto na queda da mortalidade infantil; principalmente, pela queda da mortalidade por doenças infecciosas intestinais.¹² Outras medidas, como a introdução da terapia de reidratação oral, diminuição da desnutrição infantil e melhora no acesso a serviços de saúde, podem ser apontadas como as principais responsáveis pelo declínio na mortalidade por diarreia no território brasileiro.^{2,3}

Considerando a heterogeneidade brasileira e com a finalidade de obter um diagnóstico do comportamento da diarreia no País, no período de 1995 a 2005, o presente estudo teve por objetivo analisar a tendência temporal das internações e da mortalidade infantil por diarreia no Brasil e capitais dos estados.

MÉTODOS

Foi realizado um estudo ecológico de séries temporais das taxas de internação infantil por diarreia e da mortalidade infantil por diarreia no período de 1995 a 2005, para o Brasil como um todo e para as capitais dos estados. Optou-se por trabalhar com os dados relativos às capitais brasileiras devido à maior cobertura do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM-MS) nesses locais. Segundo dados do Sistema de Monitoramento de Indicadores de Mortalidade Infantil da Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz – MonitorIMI), no período de 2001 a 2003, somente seis capitais apresentavam estimativas de cobertura de óbitos infantis inferiores a 80% (Rio Branco, Manaus, João Pessoa, Natal, Belo Horizonte e Florianópolis). Quanto à cobertura de nascidos vivos, todos os locais atingiram 100% nesse mesmo período.

Outros indicadores relacionados ao contexto das taxas de diarreia foram analisados, tais como as tendências

temporais das séries históricas das taxas de mortalidade infantil e de internação geral em crianças da mesma faixa etária (no mesmo período de estudo) e a mortalidade infantil pós-neonatal (nos anos de 1995 e 2005). A importância deste último indicador é porque os óbitos por diarreia ocorrem principalmente no período pós-neonatal.

Os dados referentes ao número de internações e ao número de óbitos infantis, no período de 1995 a 2005, foram obtidos do Sistema de Informação Hospitalar do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) e Sistema de Informação sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM-MS), disponíveis no endereço eletrônico do Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Para o cálculo das taxas de internação e de mortalidade, foi utilizado como denominador o número de nascidos vivos, obtidos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), também disponível no endereço eletrônico do DATASUS.

No período analisado, estiveram em vigor a nona e a décima revisões da Classificação Internacional de Doenças (CID-9¹⁴ e CID-10¹⁵). Para internações e óbitos por diarreia ocorridos no ano de 1995 foram adotados os códigos 001 a 009 da CID-9 e para o período de 1996 a 2005, os códigos A00 a A09 da CID-10.

As taxas de mortalidade infantil por diarreia foram calculadas dividindo-se o número total de óbitos de menores de um ano de idade por diarreia pelo número de nascidos vivos e multiplicando-se esse quociente por 1.000. Para o cálculo das taxas de mortalidade infantil, dividiu-se o número total de óbitos de menores de um ano de idade, por qualquer causa, pelo número de nascidos vivos e multiplicou-se esse quociente por 1.000. O componente de mortalidade infantil pós-neonatal foi calculado dividindo-se o número de óbitos, ocorridos entre o 27º dia até um ano de vida, pelo número de nascidos vivos e multiplicando-se esse quociente por 1.000.

Para o cálculo das taxas de internação infantil por diarreia, dividiu-se o número de internações por diarreia, de menores de um ano de idade, pelo número de nascidos vivos e multiplicou-se esse quociente por 100.000. As taxas de internação infantil geral foram calculadas dividindo-se o número de internações de menores de um ano de idade, por qualquer causa, pelo número de nascidos vivos e multiplicando-se esse quociente por 100.000.

Foi feita uma análise conjunta dos indicadores de internação e mortalidade, visando encontrar padrões de comportamento, segundo local de estudo.

Na análise das tendências de regressão utilizou-se o modelo polinomial no qual as taxas de internação e de mortalidade foram consideradas como variáveis dependentes (Y) e os anos calendário de estudo como variável

independente (X). Para evitar a auto-correlação entre os termos da equação de regressão, foi feita a transformação da variável ano na variável ano-centralizada (X menos o ponto médio da série histórica).¹¹

Inicialmente, foram construídos diagramas de dispersão entre os indicadores e os anos de estudo para visualizar a função que poderia expressar a relação das tendências das taxas de internação com as de mortalidade e escolher a ordem do polinômio para análise.¹¹

Considerou-se tendência significativa aquela cujo modelo estimado obteve $p < 0,05$. Foi feita a análise de resíduos e, para todos os modelos, foi observada a suposição de homocedasticidade e aderência à distribuição normal.

Para análises das tendências foi utilizado o programa SPSS (versão 12.0).

RESULTADOS

Segundo os dados oficiais, no período de 1995 a 2005, ocorreram 39.421 mortes por diarreia e 1.505.800 internações associadas a esta doença em crianças menores de um ano de idade no Brasil. As capitais brasileiras concentraram 23,8% destes óbitos e 12,8% destas internações.

A Tabela 1 mostra os resultados da análise de tendência da mortalidade infantil por diarreia e das internações por diarreia em crianças menores de um ano de idade.

O Brasil e 13 capitais brasileiras apresentaram redução tanto nas internações por diarreia quanto na mortalidade infantil por diarreia (Macapá, Palmas, Fortaleza, Natal, João Pessoa, Salvador, Maceió, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba, Porto Alegre, Campo Grande e Cuiabá). As capitais Boa Vista, Belém, Teresina, Recife, Aracaju, São Paulo, Florianópolis e Goiânia tiveram queda somente na mortalidade por diarreia enquanto que Rio Branco, Porto Velho e São Luís apresentaram decréscimo somente nas taxas de internação por diarreia. Em Manaus e Brasília ocorreram aumento na taxa de internação e queda na mortalidade infantil pela doença. Somente em Vitória houve aumento nas internações e estabilidade na mortalidade por diarreia.

A Tabela 2 mostra a tendência temporal das séries históricas de mortalidade infantil e das internações gerais ocorridas em crianças desta mesma faixa etária, no período estudado.

O Brasil e as capitais São Luís, Fortaleza, João Pessoa, Belo Horizonte e Rio de Janeiro apresentaram redução nas internações gerais de menores de um ano e na mortalidade infantil. Dez capitais tiveram redução somente nas taxas de mortalidade infantil (Rio Branco, Boa Vista, Macapá, Natal, Aracaju, Curitiba, Florianópolis, Porto Alegre, Campo Grande

Tabela 1. Tendência da mortalidade e da internação por diarreia em crianças menores de um ano. Brasil e capitais de estados. 1995 a 2005.

Local	Taxa de mortalidade infantil por diarreia				Taxa de internação infantil por diarreia			
	*Modelo	R ²	p	Tendência	**Modelo	R ²	p	Tendência
Brasil	$y = 1,18 - 0,15x$	0,83	<0,001	Decrescente	$y = 45,06 - 4,01x$	0,79	<0,001	Decrescente
Região Norte								
Rio Branco	$y = 1,34 - 0,13x$	0,35	0,057	Estável	$y = 44,59 - 5,07x$	0,55	0,009	Decrescente
Manaus	$y = 1,43 - 0,22x$	0,90	<0,001	Decrescente	$y = 23,01 + 4,38x$	0,82	<0,001	Ascendente
Boa Vista	$y = 1,34 - 0,27x$	0,78	<0,001	Decrescente	$y = 15,35 - 1,99x$	0,31	0,074	Estável
Belém	$y = 0,92 - 0,15x$	0,72	0,001	Decrescente	$y = 61,08 + 0,88x$	0,13	0,274	Estável
Macapá	$y = 0,75 - 0,18x$	0,66	0,002	Decrescente	$y = 30,34 - 2,10x$	0,39	0,039	Decrescente
Porto Velho	$y = 1,33 - 0,15x$	0,22	0,143	Estável	$y = 46,04 - 2,41x$	0,53	0,011	Decrescente
Palmas	$y = 1,13 - 0,15x$	0,48	0,016	Decrescente	$y = 32,73 - 3,03x$	0,42	0,031	Decrescente
Região Nordeste								
São Luís	$y = 1,33 - 0,22x$	0,36	0,053	Estável	$y = 33,81 - 4,78x$	0,59	0,005	Decrescente
Teresina	$y = 1,00 - 0,09x$	0,69	0,002	Decrescente	$y = 47,32 - 1,90x$	0,36	0,051	Estável
Fortaleza	$y = 2,71 - 0,76x$	0,79	<0,001	Decrescente	$y = 58,51 - 4,49x$	0,66	0,002	Decrescente
Natal	$y = 1,32 - 0,35x$	0,66	0,002	Decrescente	$y = 28,29 - 3,42x$	0,64	0,003	Decrescente
João Pessoa	$y = 0,92 - 0,19x$	0,64	0,003	Decrescente	$y = 48,50 - 2,70x$	0,42	0,030	Decrescente
Recife	$y = 1,10 - 0,21x$	0,77	<0,001	Decrescente	$y = 22,28 - 0,49x$	0,17	0,201	Estável
Salvador	$y = 1,08 - 0,20x$	0,77	<0,001	Decrescente	$y = 15,14 - 1,70x$	0,89	<0,001	Decrescente
Maceió	$y = 2,45 - 0,43x$	0,61	0,005	Decrescente	$y = 106,50 - 5,84x$	0,77	0,006	Decrescente
Aracaju	$y = 1,89 - 0,36x$	0,68	0,002	Decrescente	$y = 24,96 + 0,32x$	0,14	0,267	Estável
Região Sudeste								
Belo Horizonte	$y = 0,62 - 0,17x$	0,66	0,002	Decrescente	$y = 27,55 - 2,30x$	0,89	<0,001	Decrescente
Vitória	$y = 0,57 - 0,11x$	0,31	0,075	Estável	$y = 17,66 + 1,09x$	0,43	0,028	Ascendente
Rio de Janeiro	$y = 0,34 - 0,06x$	0,67	0,002	Decrescente	$y = 7,08 - 1,16x$	0,61	0,004	Decrescente
São Paulo	$y = 0,56 - 0,09x$	0,89	<0,001	Decrescente	$y = 7,39 - 0,44x$	0,17	0,201	Estável
Região Sul								
Curitiba	$y = 0,30 - 0,06x$	0,73	0,001	Decrescente	$y = 11,42 - 1,80x$	0,67	0,002	Decrescente
Florianópolis	$y = 0,25 - 0,07x$	0,45	0,024	Decrescente	$y = 9,05 - 0,21x$	0,08	0,399	Estável
Porto Alegre	$y = 0,20 - 0,04x$	0,52	0,012	Decrescente	$y = 15,33 - 1,73x$	0,78	<0,001	Decrescente
Região Centro-Oeste								
Campo Grande	$y = 0,57 - 0,09x$	0,53	0,011	Decrescente	$y = 33,50 - 3,20x$	0,72	0,001	Decrescente
Cuiabá	$y = 0,53 - 0,09x$	0,67	0,002	Decrescente	$y = 11,21 - 1,76x$	0,69	0,002	Decrescente
Goiânia	$y = 0,42 - 0,10x$	0,59	0,006	Decrescente	$y = 36,12 - 0,63x$	0,07	0,436	Estável
Brasília	$y = 0,44 - 0,05x$	0,73	0,001	Decrescente	$y = 12,97 + 0,98x$	0,58	0,006	Ascendente

*Modelo: y = taxa de mortalidade infantil por diarreia (por 1.000 nascidos vivos) e x = ano - 2000**Modelo: y = taxa de internação infantil por diarreia (por 100.000 nascidos vivos) e x = ano - 2000

Fonte: Ministério da Saúde: Sistema de Informações Hospitalares; Sistema de Informações sobre Mortalidade; Sistema de Informações de Nascidos Vivos

e Goiânia). Por outro lado, Porto Velho e Maceió apresentaram queda somente nas internações gerais. Em Manaus, Belém, Recife, São Paulo e Brasília ocorreram queda na mortalidade infantil e ascendência nas internações. Vitória apresentou unicamente uma tendência ascendente nas internações e Palmas, Teresina, Salvador e Cuiabá apresentaram estabilidade em ambas as séries históricas.

A Tabela 3 apresenta os padrões de comportamento da análise conjunta entre as tendências das séries dos quatro indicadores de internação e de mortalidade. Para facilitar comparações, o componente de mortalidade infantil pós-neonatal também foi incluído nesta tabela. A Figura ilustra os padrões encontrados.

No Brasil e nas capitais Fortaleza, João Pessoa, Belo Horizonte e Rio de Janeiro houve um decréscimo em

Tabela 2. Tendência da mortalidade e da internação geral em crianças menores de um ano. Brasil e capitais de estados, 1995 a 2005.

Local	Taxa de mortalidade infantil				Taxa de internação infantil			
	*Modelo	R ²	p	Tendência	**Modelo	R ²	p	Tendência
Brasil	$y = 21,48 - 1,24x$	0,92	<0,001	Decrescente	$y = 246,00 - 8,00x$	0,80	<0,001	Decrescente
Região Norte								
Rio Branco	$y = 26,49 - 1,41x$	0,81	<0,001	Decrescente	$y = 211,13 - 4,63x$	0,14	0,254	Estável
Manaus	$y = 28,85 - 2,46x$	0,94	<0,001	Decrescente	$y = 137,29 + 16,50x$	0,83	<0,001	Ascendente
Boa Vista	$y = 18,66 - 1,85x$	0,59	0,006	Decrescente	$y = 99,39 - 3,26x$	0,07	0,432	Estável
Belém	$y = 25,44 - 0,76x$	0,54	0,013	Decrescente	$y = 263,33 + 15,41x$	0,91	<0,001	Ascendente
Macapá	$y = 26,02 - 0,88x$	0,71	0,001	Decrescente	$y = 142,18 + 0,44x$	0,00	0,899	Estável
Porto Velho	$y = 27,55 + 1,54x$	0,27	0,105	Estável	$y = 221,40 - 11,71x$	0,60	0,005	Decrescente
Palmas	$y = 19,09 - 0,73x$	0,29	0,088	Estável	$y = 281,46 - 3,58x$	0,09	0,377	Estável
Região Nordeste								
São Luís	$y = 25,54 - 2,48x$	0,63	0,003	Decrescente	$y = 216,48 - 10,74x$	0,59	0,006	Decrescente
Teresina	$y = 19,73 + 0,21x$	0,16	0,217	Estável	$y = 205,43 - 1,10x$	0,02	0,689	Estável
Fortaleza	$y = 29,72 - 3,09x$	0,74	0,001	Decrescente	$y = 314,47 - 11,82x$	0,67	0,002	Decrescente
Natal	$y = 22,02 - 1,37x$	0,63	0,004	Decrescente	$y = 187,78 - 3,61x$	0,25	0,116	Estável
João Pessoa	$y = 19,34 - 0,94x$	0,58	0,007	Decrescente	$y = 202,78 - 11,26x$	0,55	0,009	Decrescente
Recife	$y = 20,99 - 1,34x$	0,91	<0,001	Decrescente	$y = 282,05 + 7,73x$	0,83	<0,001	Ascendente
Salvador	$y = 25,44 - 0,26x$	0,08	0,408	Estável	$y = 209,71 + 4,23x$	0,32	0,071	Estável
Maceió	$y = 26,39 - 0,98x$	0,15	0,236	Estável	$y = 339,63 - 3,09x$	0,38	0,045	Decrescente
Aracaju	$y = 30,58 - 1,75x$	0,78	<0,001	Decrescente	$y = 141,80 + 0,82x$	0,06	0,483	Estável
Região Sudeste								
Belo Horizonte	$y = 19,19 - 1,68x$	0,84	<0,001	Decrescente	$y = 303,86 - 4,96x$	0,68	0,002	Decrescente
Vitória	$y = 14,31 - 0,60x$	0,36	0,052	Estável	$y = 201,90 + 6,34x$	0,41	0,035	Ascendente
Rio de Janeiro	$y = 17,43 - 0,77x$	0,91	<0,001	Decrescente	$y = 142,32 - 2,57x$	0,43	0,030	Decrescente
São Paulo	$y = 17,16 - 0,94x$	0,94	<0,001	Decrescente	$y = 155,46 + 8,30x$	0,67	0,002	Ascendente
Região Sul								
Curitiba	$y = 14,70 - 0,82x$	0,90	<0,001	Decrescente	$y = 194,12 + 1,02x$	0,19	0,176	Estável
Florianópolis	$y = 13,43 - 1,37x$	0,72	0,001	Decrescente	$y = 170,02 - 2,67x$	0,31	0,076	Estável
Porto Alegre	$y = 14,81 - 0,58x$	0,71	0,001	Decrescente	$y = 353,90 + 2,70x$	0,08	0,406	Estável
Região Centro-Oeste								
Campo Grande	$y = 17,26 - 1,03x$	0,93	<0,001	Decrescente	$y = 239,87 - 0,76x$	0,02	0,681	Estável
Cuiabá	$y = 18,93 - 0,12x$	0,03	0,641	Estável	$y = 164,06 + 0,85x$	0,06	0,463	Estável
Goiânia	$y = 17,28 - 1,10x$	0,62	0,004	Decrescente	$y = 276,27 + 0,77x$	0,01	0,802	Estável
Brasília	$y = 15,54 - 0,56x$	0,88	<0,001	Decrescente	$y = 207,80 + 12,33x$	0,73	0,001	Ascendente

*Modelo: y = taxa de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos) e x = ano - 2000**Modelo: y = taxa de internação de crianças menores de um ano de idade (por 100.000 nascidos vivos) e x = ano - 2000

Fonte: Ministério da Saúde: Sistema de Informações Hospitalares; Sistema de Informações sobre Mortalidade; Sistema de Informações de Nascidos Vivos

todas as séries históricas, como mostra o Padrão 1. Observa-se que este padrão ocorre tanto em capitais onde a taxa de mortalidade infantil é alta (nas capitais do Nordeste), quanto em locais onde este indicador tem nível intermediário (Belo Horizonte, Rio de Janeiro e o Brasil como um todo). O componente de mortalidade infantil pós-neonatal ficou acima de 4,5 óbitos por 1.000 nascidos vivos em todos estes locais.

O Padrão 2 mostra uma queda nas séries de mortalidade com estabilidade ou queda nas séries de internação em capitais de todas as regiões, exceto a Sudeste. Apesar da expressiva queda ao longo dos anos estudados, as taxas de mortalidade infantil ainda permaneceram altas, no ano de 2005, nas capitais Macapá (20,1 óbitos por 1.000 nascidos vivos) e Natal (16,4 óbitos por 1.000 nascidos vivos). Por outro lado, Curitiba, Porto Alegre e

Tabela 3. Tendências das séries temporais dos indicadores de internação e de mortalidade por diarreia, e do componente de mortalidade infantil pós-neonatal. Brasil e capitais dos estados, 1995 a 2005.

Padrão	Tendência de 1995 a 2005				Brasil/Capital	1995		2005	
	TMID	TMI	TxID	TxIG		TMIPN	TMI*	TMIPN	TMI*
1	↓	↓	↓	↓	Brasil	12,5	28,9	5,6	17,0
					Fortaleza	27,2	53,6	7,0	20,6
					João Pessoa	9,7	25,4	5,2	17,5
					Belo Horizonte	11,5	30,9	4,5	14,5
					Rio de Janeiro	7,7	22,4	4,6	13,9
2	↓	↓	↓	↔ ou ↓	Macapá	9,1	32,6	2,5	20,1
					Natal	14,1	35,2	4,4	16,4
					Curitiba	7,7	20,3	4,0	11,9
					Porto Alegre	8,9	18,7	5,6	12,9
					Campo Grande	8,1	23,9	3,7	13,6
3	↓	↓	↑	↔ ou ↑	Manaus	17,1	42,4	6,6	17,7
					Boa Vista	11,6	32,3	4,7	14,3
					Belém	7,2	28,4	5,9	20,0
					Recife	9,4	29,8	4,9	16,6
					Aracaju	12,7	36,6	4,7	22,4
					São Paulo	8,5	23,0	4,4	12,9
					Florianópolis	11,8	23,0	2,0	8,9
					Goiânia	9,4	29,7	3,5	13,7
4		Misto			Brasília	5,5	19,2	4,6	13,6
					Rio Branco	16,5	35,3	8,0	20,4
					Porto Velho	4,8	8,3	7,2	25,6
					Palmas	7,4	17,3	4,7	14,9
					São Luis	15,4	49,3	6,4	17,7
					Teresina	5,7	20,5	5,9	19,9
					Salvador	9,5	27,8	5,0	21,8
					Maceió	13,4	31,0	6,4	20,7
					Vitória	6,5	19,0	4,2	13,6
					Cuiabá	6,4	14,4	6,9	17,3

TMID: taxa de mortalidade infantil por diarreia

TMI: taxa de mortalidade infantil

TMI*: taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos

TMIPN: taxa de mortalidade infantil pós-neonatal por 1.000 nascidos vivos

TxID: taxa de internação infantil por diarreia

TxIG: taxa de internação infantil geral

Fonte: Ministério da Saúde: Sistema de Informações Hospitalares; Sistema de Informações sobre Mortalidade; Sistema de Informações de Nascidos Vivos

Campo Grande apresentaram taxas abaixo de 14 óbitos por 1.000 nascidos vivos. As capitais Macapá e Campo Grande apresentaram os menores valores do componente de mortalidade infantil pós-neonatal: 2,5 e 3,7 óbitos por 1.000 nascidos vivos, respectivamente.

Pelo Padrão 3 observa-se decréscimo nas séries de mortalidade com as séries internações estabilizadas ou com tendência ascendente em capitais de todas as regiões brasileiras. As capitais do Norte e do Nordeste apresentaram taxas de mortalidade infantil altas no final do período, como Belém (20 óbitos por 1.000 nascidos

vivos) e Aracaju (22,4 óbitos por 1.000 nascidos vivos). Nas capitais do Sudeste e Centro-Oeste estes índices ficaram em níveis intermediários, como São Paulo (12,9 óbitos por 1.000 nascidos vivos) e Brasília (13,6 óbitos por 1.000 nascidos vivos). Florianópolis reduziu a taxa de mortalidade infantil de 23 óbitos por 1.000 nascidos vivos, em 1995, para 8,9 óbitos por 1.000 nascidos vivos, em 2005, com uma importante queda no componente pós-neonatal, que passou a ser de 2,0 óbitos por 1.000 nascidos vivos em 2005, os dois menores indicadores do País.

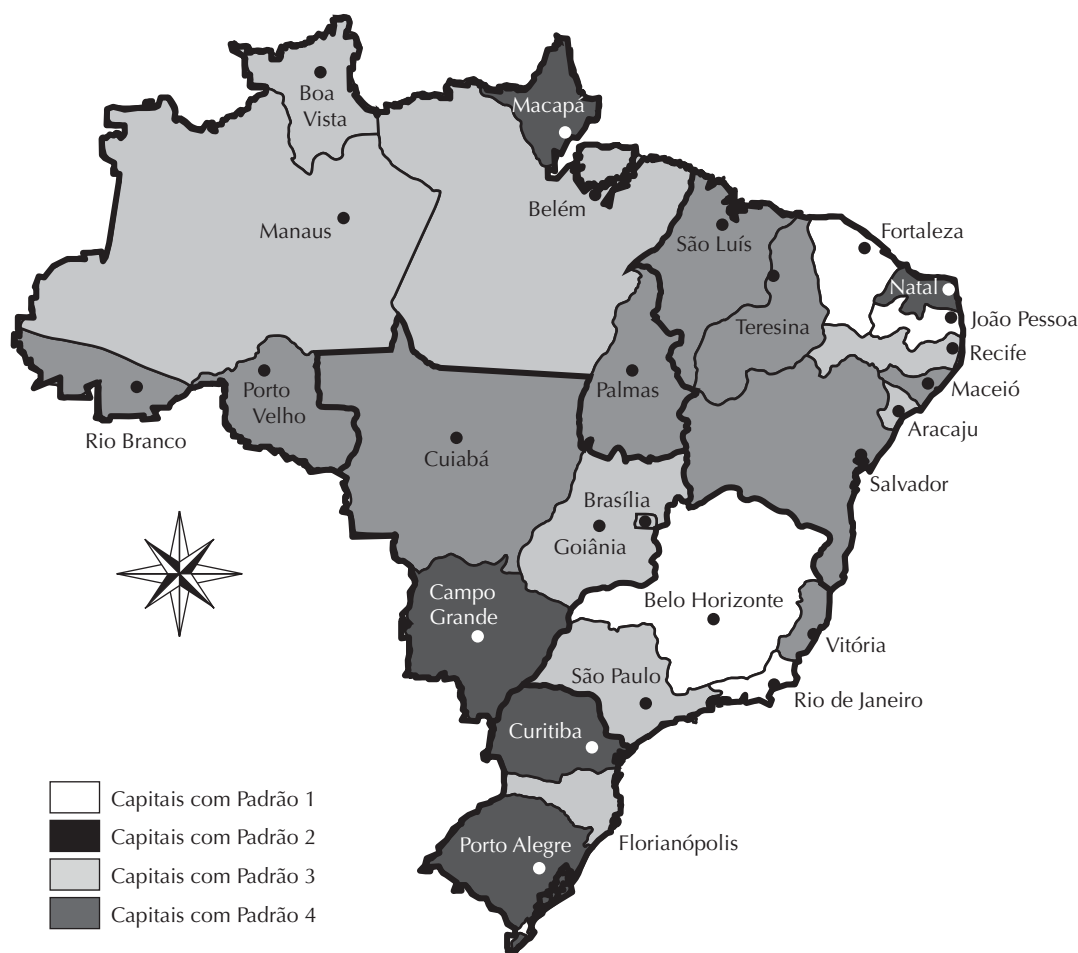


Figura. Padrão de comportamento dos indicadores de mortalidade e internação. Brasil e capitais dos estados. 1995 a 2005.

O Padrão 4 mostra um comportamento misto de tendências dos indicadores de internação e de mortalidade, principalmente nas capitais do Norte e Nordeste, em Vitória e em Cuiabá. Exceto Palmas e Vitória, essas capitais ainda apresentaram, em 2005, taxas de mortalidade infantil acima de 17,0 óbitos por 1.000 nascidos vivos. O componente de mortalidade infantil pós-neonatal ficou acima de 4,2 óbitos por 1.000 nascidos vivos em todos estes locais, em 2005. Com resultados negativos, os maiores indicadores do Brasil em 2005 foram em Porto Velho, que no final do período, ainda apresentava uma taxa mortalidade infantil de 25,6 óbitos por 1.000 nascidos vivos, e em Rio Branco, com taxa de mortalidade pós-neonatal de 8,0 óbitos por 1.000 nascidos vivos.

DISCUSSÃO

Para o diagnóstico do comportamento de uma determinada doença na população é necessário o monitoramento conjunto das séries históricas de morbidade e mortalidade. A análise das tendências de internação e

mortalidade permite avaliar não somente o comportamento da doença, mas também, de forma indireta, as medidas de prevenção primária e secundária empregadas para seu controle.¹¹

Apesar do expressivo número de internações e óbitos de crianças menores de um ano ocorridos ao longo de uma década, o presente estudo revelou uma tendência majoritária de decréscimo, no Brasil e na maioria de suas capitais, tanto nas internações por diarreia quanto na mortalidade infantil por este agravo. Trabalhos conduzidos no Brasil^{4,5,9,19} e em outras partes do mundo^{3,10,16,18} revelam o mesmo padrão no que se diz respeito à mortalidade pela doença.

Quanto às internações, é possível encontrar na literatura alguns achados divergentes dos resultados do presente estudo. Um estudo americano que analisou o período de 1979 a 1992 não encontrou queda substancial da taxa anual de internações de crianças menores de cinco anos pela doença, com 97 internações por 10.000 crianças.⁸ Outro estudo, uma análise retrospectiva de dados de hospitais próximos a reservas indígenas nos Estados

Unidos, mostrou uma queda de 76% na taxa anual das internações associadas à diarreia, de crianças menores de cinco anos, passando de 276 internações por 10.000 crianças, em 1980, para 65 por 10.000, em 1995.⁷ O presente estudo encontrou redução de 7,9 internações de menores de um ano por 10.000 nascidos vivos, em 1995, para 3,1 por 10.000 em 2005.

A análise conjunta dos quatro indicadores de internação e de mortalidade, juntamente com as taxas de mortalidade infantil e o componente pós-neonatal, usualmente empregados para o estudo da análise da situação de saúde de uma região,⁵ permite a discussão de aspectos importantes. Considerando a existência de desigualdades no Brasil – especialmente no que tange a distribuição de riquezas, a qualidade de vida, as condições de saneamento básico, o acesso e a qualidade dos serviços de saúde – era previsível a variabilidade encontrada no comportamento das séries estudadas.

A ocorrência esperada do Padrão 1 pode refletir ações mais efetivas na prevenção da doença, como a ampliação da rede de abastecimento de água e esgoto e o uso da terapia de reidratação oral. É possível, também, que a redução das internações e dos óbitos pela diarreia tenham se refletido na mortalidade infantil e nas internações gerais de crianças menores de um ano. Entretanto, a presença deste padrão em locais onde a taxa de mortalidade infantil é alta ou intermediária, com um peso ainda importante do componente de mortalidade infantil pós-neonatal, significa ser necessário fortalecer medidas de prevenção do óbito infantil, não somente por diarreia, como também outros agravos.

Nas capitais onde se observou o Padrão 2, a situação pode indicar tanto a realização de uma boa atenção básica, com redução dos casos graves que necessitam internação, quanto uma diminuição no acesso ao serviço hospitalar. Na análise conjunta dos indicadores, observou-se que isso ocorreu tanto em locais com boas taxas de mortalidade infantil, como em Curitiba, Porto Alegre e Campo Grande, quanto em locais com indicadores acima do nível aceitável, como nas capitais Macapá e Natal. Analisando-se o conjunto, o Padrão 2 apresentou as melhores taxas do componente de mortalidade infantil pós-neonatal no final do período. Logo, fazem-se necessários esforços mais direcionados para prevenção do óbito infantil, em cada fase de sua ocorrência, assim como a manutenção e avaliação das ações já implantadas em nível local.

Já a ocorrência do Padrão 3 pode ser reflexo tanto de falhas na prevenção secundária – que levam a um aumento do número de casos graves e, consecutivamente, das internações –, quanto da melhora no acesso da população aos hospitais. A presença destes padrões em capitais com taxas de mortalidade infantil e de mortalidade infantil pós-neonatal tão variáveis (de 8,9 e 2,0 óbitos por 1.000 nascidos vivos a 17,7 e 6,6 óbitos

por 1.000 nascidos vivos, respectivamente), sugere que sejam realizados estudos locais mais detalhados para um diagnóstico pormenorizado. Assim, tornar-se-á possível não somente a detecção de pontos a serem melhorados, como de experiências bem-sucedidas de prevenção e ocorrência de agravos e óbitos infantis.

A pior situação encontrada foi a variedade de tendências das séries de mortalidade de internação e os altos índices das taxas de mortalidades infantil e do componente pós-neonatal, observados no Padrão 4. Os valores dos indicadores no final do ano de 2005 para esses locais são, em algumas das vezes, superiores aos dos indicadores do restante do Brasil no ano de 1995. A comparação do comportamento destas taxas com as das demais unidades de estudo indica uma situação de saúde muito ruim, que pode ser reflexo do efeito não significativo das políticas referentes à prevenção da ocorrência de casos graves de diarreia e óbitos infantis nesses locais.

As reduções nas internações e na mortalidade da diarreia indicam que as medidas empregadas para prevenção e controle dessa doença vêm sendo adotadas de maneira eficiente, exceto em algumas capitais. Além do efeito positivo dos programas específicos voltados para o controle desse agravo, como a introdução da terapia de reidratação oral e o Programa de Aleitamento Materno, os dados sugerem que a implantação de programas de saúde, como o Programa de Agentes Comunitários de Saúde e o Programa de Saúde da Família, principalmente na metade da década de 1990, também podem ter contribuído para uma tendência de decréscimo da doença.¹⁷ O acompanhamento próximo ao doente poderia prevenir a evolução dos casos de diarreia para formas graves, os quais demandam internação e aumentam a mortalidade pela doença.

Entretanto, apesar da significativa queda na magnitude doença, a diarreia parece representar, para parte do País, um importante problema de saúde pública.

A persistência das desigualdades sociais e a manutenção da cadeia de eventos que culmina com óbito infantil por causas facilmente evitáveis, pode ter sido agravada pelo modelo econômico ao qual a população está sujeita. Outro ponto negativo é quando os serviços de saúde não assumem o compromisso de uma assistência precoce e eficaz, sendo incapazes de prevenir a ocorrência de casos graves e óbitos pela doença.⁴ As diarreias, entretanto, são doenças de fácil manejo e não exigem tecnologias de custo elevado.

Limitações do presente estudo estão a seguir relatadas. O estudo foi realizado com dados de capitais, onde o número de estabelecimentos de saúde e a disponibilidade de recursos humanos e terapêuticos, assim como condições de saneamento básico, ocorrem de forma diferente do que acontece no interior dos estados brasileiros e tem papel importante na prevenção da ocorrência de casos e óbitos por diarreia.

O presente trabalho utilizou exclusivamente dados de estatísticas hospitalares e vitais dos sistemas de informação do País. É sabido que este tipo de dado é uma importante ferramenta para inferir padrões temporais de comportamento dos casos graves de diarreia.⁹ Entretanto, o uso destas estatísticas implica limitações, e algumas precauções devem ser tomadas na realização de inferências sob o ponto de vista epidemiológico.

Ao se utilizar as estatísticas hospitalares, a principal limitação encontrada é a seletividade, já que o sistema não é universal e as internações em hospitais privados não são incluídas. Logo, os resultados refletem tendências e padrões das morbidades somente para a população assistida pelo SUS.

O maior problema que restringe as análises de mortalidade no Brasil é o sub-registro de óbitos, que é expressivo, sobretudo, nas regiões Norte e Nordeste, sobretudo de crianças menores de um ano de idade. Todavia, esta subnotificação vem sendo reduzida gradativa e lentamente desde a implantação do SIM-MS. Outra dificuldade encontrada para interpretação deste tipo de dado, especificamente ao se analisar mortalidade por causa, é a proporção de óbitos de causas mal-definidas. No conjunto das capitais, esse indicador não variou ao longo dos anos analisados (4,8% em 1995 e 3,4% em 2005) e em nenhuma capital a proporção de óbitos por causa mal-definida foi superior a 10% ao final do

período. No entanto, algumas capitais apresentaram indicadores superiores a 10% no início do período do estudo, que oscilaram no decorrer do tempo (dados não mostrados).

Quanto à qualidade das informações sobre o registro de nascidos vivos, segundo as sucessivas avaliações que vêm sendo feitas, considera-se que os dados podem ser utilizados a partir de 1994. Em julho de 1995, o SINASC estava implantado em 80,4% dos municípios e, em 1998, funcionava em todo País.¹³

Apesar dessas limitações, é necessária a utilização destas ferramentas para epidemiologia. A análise das estatísticas hospitalares e vitais não somente constitui etapa essencial no processo de monitoramento da morbidade e mortalidade infantis, como também permite a identificação de problemas na captação e registro de dados, fornecendo subsídios para a formulação de políticas públicas nas áreas que necessitam de maiores investimentos. Sendo assim, pode-se dizer que o presente trabalho apresenta uma aproximação da evolução real dos indicadores de mortalidade e internação infantil.

Concluindo, é necessária uma exploração mais aprofundada por meio de estudos adicionais locais, a fim de produzir evidências mais detalhadas acerca do comportamento da diarreia em crianças menores de um ano de idade.

REFERÊNCIAS

1. Backlund E, Sorlie PD, Johnson NJ. The shape of the relationship between income and mortality in the United States: evidence from the National Longitudinal Mortality Study. *Ann Epidemiol*. 1996;6(1):12-20. DOI:10.1016/1047-2797(95)00090-9
2. Benício MHD, Monteiro CA. Tendência secular da doença diarreica na infância na cidade de São Paulo (1984-1996). *Rev Saude Publica*. 2000;34(6 Supl):83-90. DOI: 10.1590/S0034-89102000000700011
3. Bern C, Martinez J, de Zoysa I, Glass RI. The magnitude of the global problem of acute diarrhoeal disease: a ten-year update. *Bull World Health Organ*. 1992;70(6):705-14.
4. Caldeira AP, França E, Perpétuo IH, Goulart EM. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984 – 1998. *Rev Saude Publica*. 2005;39(1):67-74. DOI:10.1590/S0034-89102005000100009
5. França E, Souza JM, Guimarães MDC, Goulart EM, Colosimo E, Antunes CMF. Associação entre fatores socioeconômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. *Cad Saude Publica*. 2001;17(6):1437-47. DOI:10.1590/S0102-311X2001000600027
6. Guimarães ZA, Costa MC, Paim JS, Silva LM. Declínio e desigualdades sociais na mortalidade infantil por diarreia. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2001;34(5):473-8. DOI: 10.1590/S0037-86822001000500011
7. Holman RC, Parashar UD, Clarke MJ, Kaufman SF, Glass RI. Trends in diarrhea-associated hospitalizations among American Indian and Alaska native children, 1980-1995. *Pediatrics*. 1996;103(1):E11. DOI:10.1542/peds.103.1.e11
8. Jin S, Kilgore PE, Holman RC, Clarke MJ, Gangarosa EJ, Glass BI. Trends in hospitalization for diarrhea in United States children from 1979 through 1992: estimates of the morbidity associated with rotavirus. *Pediatr Infect Dis J*. 1996;15(5):397-404. DOI:10.1097/00006454-199605000-00004
9. Kale PL, Fernandes C, Nobre FF. Padrão temporal das internações e óbitos por diarreia em crianças, 1995 a 1998, Rio de Janeiro. *Rev Saude Publica*. 2004;38(1):30-7. DOI:10.1590/S0034-89102004000100005
10. Kosek M, Bern C, Guerrant RL. The global burden of diarrhoeal disease, as estimated from studies published between 1992 and 2000. *Bull World Health Organ*. 2003;81(3):197-204. DOI:10.1590/S0042-96862003000300010
11. Latorre MRDO, Cardoso MRA. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. *Rev Bras Epidemiol*. 2001;4(3):145-52. DOI:10.1590/S1415-790X2001000300002
12. Mello Jorge MHP, Gotlieb SLD. As condições de saúde no Brasil – retrospecto de 1979 a 1995. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz; 2000.
13. Mello Jorge MHP, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Cienc Saude Coletiva*. 2007;12(3):643-54. DOI:10.1590/S1413-81232007000300014
14. Organização Mundial da Saúde. Centro da OMS para Classificação de Doenças. Manual da classificação estatística internacional de doenças, lesões e causas de óbitos. 3.ed. São Paulo: EDUSP; 1985. v.1.
15. Organização Mundial da Saúde. Centro da OMS para Classificação de Doenças. Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde. 5.ed. São Paulo: Edusp; 1999. v.1.
16. Parashar UD, Bresee JS, Glass RI. The global burden of diarrhoeal disease in children. *Bull World Health Organ*. 2003;81(4):236. DOI:10.1590/S0042-96862003000400003
17. Silva LMV, Costa MCN, Paim JSP, Dias IB, Cunha ABO, Guimarães ZA, et al. Brechas redutíveis de mortalidade em capitais brasileiras (1980-1998). *Epidemiol Serv Saude*. 2005;14(4):203-22.
18. Snyder JD, Merson MH. The magnitude of the global problem of acute diarrhoeal disease: a review of active surveillance data. *Bull World Health Organ*. 1982; 60(4):604-13.
19. Victora CG, Bryce J, Fontaine O, Monasch R. Reducing deaths from diarrhoea through oral rehydration therapy. *Bull World Health Organ*. 2000;78(10):1246-55. DOI:10.1590/S0042-96862000001000010